

**МЕХАНИЗМЫ ВЛИЯНИЯ БАНКОВСКОЙ СИСТЕМЫ БЕЛАРУСИ НА РОСТ
ОБЩЕФАКТОРНОЙ ПРОИЗВОДИТЕЛЬНОСТИ****Д.Э. Крук**Белорусский государственный университет,
Белорусский экономический исследовательско-образовательный центр, kruk@research.by

Вопросы взаимоотношения между динамикой выпуска и финансовым посредничеством в различные годы рассматривались большим количеством исследователей. Впервые две данные категории были объединены в рамках общего анализа Шумпетером, который рассматривал финансовое посредничество как фактор «созидательного разрушения», то есть фактор экономического развития. В начале 90-х гг., Р. Кинг и Р. Левайн разработали теоретическую модель, в которой доказали возможность ускорения долгосрочного экономического роста за счет повышения масштабов и эффективности финансового посредничества. На теоретическом уровне они выделили три основных канала, через которые кредитно-финансовая система может способствовать увеличению темпов экономического роста: (i) оценка потенциальных инвестиционных возможностей и осуществление корпоративного контроля; (ii) предоставление ликвидности и упрощение аккумуляции сбережений, (iii) создание инструментов диверсификации рисков и снижение совокупных рисков в экономике [1, с. 530]. Впоследствии гипотеза о том, что масштаб и эффективность кредитно-финансовой системы может содействовать долгосрочному экономическому росту, была неоднократно доказана на основе эмпирического анализа для многих стран. При этом многими исследователями делалась оговорка о том, что в краткосрочном периоде взаимосвязь между масштабом финансового посредничества и динамикой ВВП может быть обратной: стимулирование экономической активности через кредитно-финансовую систему может обусловить нарушение макроэкономического равновесия и стать причиной спада в национальной экономике.

Исследования взаимосвязей между развитием кредитно-финансовой системы и экономическим ростом проводились и для Беларуси. Использование стандартной эконометрической методологии, свойственной таким исследованиям, свидетельствует о слабой реализации потенциала белорусской кредитно-финансовой системы в содействии росту производительности [2, с. 701]. Для объяснения такой взаимосвязи может быть выделен целый перечень причин. Во-первых, белорусская банковская система является де-факто безальтернативным финансовым посредником. Даже желая прибегнуть к механизмам фондового рынка для привлечения заемного капитала, предприятия реального сектора Беларуси практически не имеют такой возможности. Поэтому можно говорить о том, что при осуществлении функции корпоративного контроля, банковский сектор Беларуси практически не имеет конкуренции со стороны других финансовых посредников. Это может приводить к менее эффективному распределению ресурсов в национальной экономике, или, другими словами, к неадекватному выполнению функции оценки инвестиционных возможностей и корпоративного контроля. Во-вторых, перечень инструментов финансового рынка Беларуси довольно скуден по сравнению с перечнем инструментов, активно используемых на мировых рынках. В результате возможности для управления рисками, предоставляемые финансовым сектором Беларуси, также относительно невелики. В-третьих, можно говорить о «недовыполнении» кредитно-финансовой системой функции обеспечения ликвидностью национальной экономики. Эта проблема проявляется, например, в низком коэффициенте соотношения активов банковской системы и ВВП (по сравнению с другими странами, как развитыми, так и переходными), капитализации фондового рынка и ВВП, коэффициенте монетизации экономики, на что неоднократно обращали внимание представители экономических властей. В целом, это означает, что каналы, посредством которых финансовое посредничество способствует экономическому росту, в Беларуси не задействованы в полной мере.

Нынешний глобальный экономический кризис, обусловленный накопленными диспропорциями в финансовом секторе, внес существенные изменения в перечень исследуемых гипотез и приоритетных вопросов экономической теории. Вопрос о взаимосвязи масштабов и эффективности финансового посредничества начинает анализироваться в несколько другом ракурсе. Наблюдаемые тенденции дают основания для исследования гипотезы о том, в ходе текущего глобального кризиса кредитно-финансовые механизмы обусловили снижение уровня потенциального ВВП во многих странах. Такая гипотеза существенно изменяет устоявшийся взгляд на взаимосвязь финансового посредничества и долгосрочного экономического роста. Вопрос о том, возможно ли с по-

мощью развития кредитно-финансовых механизмов в национальной экономике содействовать более высоким темпам ее долгосрочного роста и насколько это целесообразно актуализировался несколько в другой плоскости. На сегодня, на первый план выходит анализ влияния отдельных финансовых инструментов и типов финансовых посредников на эффективность и масштабы функционирования кредитно-финансовой системы.

На наш взгляд, наиболее актуальным для Беларуси вопросом в данной плоскости является поиск путей полного задействования потенциала кредитно-финансовой системы, без создания угроз для потенциального ВВП в будущем. Другим словами важным представляется вопрос о том, какие характеристики развития кредитно-финансовой системы (инструменты и пр.) наиболее важны для содействия экономическому росту в Беларуси. Поскольку наибольший вклад кредитно-финансовой системы в экономический рост осуществляется через содействие росту общефакторной производительности [2, с. 687], то этот же вопрос можно переформулировать следующим образом: какие характеристики развития кредитно-финансовой системы важны для общефакторной производительности в Беларуси. Наиболее часто, в качестве основного такого показателя используют меру «глубины» кредитно-финансовой системы, например, абсолютную в реальном выражении или же относительную величину активов кредитно-финансовой системы.

Методологически представляется важным несколько скорректировать традиционные методы анализа взаимосвязи кредитно-финансовой системы и экономического роста, предполагающие эконометрические оценки влияния количественных и качественных показателей развития кредитно-финансовой системы (переменные в уровнях) на темп роста ВВП (переменная в приростах). С точки зрения учета динамических эффектов такой подход сужает рамки анализа. Для того чтобы избежать подобных ограничений целесообразно соблюдать одинаковый порядок переменных (то есть, как эндогенные, так и экзогенные переменные использовать одновременно в уровнях, или одновременно в разностях одного порядка), в случае если эти переменные одного порядка интегрированности [3, с. 7]. В случае наличия долгосрочной связи между рассматриваемыми переменными такой подход дает возможность анализировать как долгосрочные, так и краткосрочные взаимодействия между ними на базе модели с механизмом корректировки ошибки. В рамках данной работы мы решаем лишь первую часть задачи: исследование наличия и особенностей (в случае наличия) долгосрочной взаимосвязи между общефакторной производительностью и характеристиками кредитно-финансовой системы. Таким образом, формально нашей задачей становится выявление тестирование на наличие долгосрочной взаимосвязи (коинтеграции) между этими указанными выше показателями.

Для этих целей мы используем следующие данные (в логарифмах): общефакторная производительность¹ (*tfp*), задолженность по кредитам, выданным банками Беларуси секторам экономики в реальном выражении² (*lrl*). Кроме того, в качестве дополнительных регрессоров мы используем переменные, с помощью которых уже удавалось объяснить значительную часть вариации общефакторной производительности: экспорт Беларуси в реальном выражении (характеризует степень благоприятности внешней среды, *lrx*), отношение цены на газ для Беларуси к среднеевропейской цене на газ (*lgap_gas*), а также индекс мировой цены на нефть Urals.

Оценка регрессии в такой спецификации позволяет отсеять влияние цен на нефть как незначимую объясняющую переменную и дает следующие результаты (1)³:

$$tfp = -3,3895 + 0,2775 * lrx - 0,04945 * lgap_gas + 0,13710 * lrl \quad (1)$$

(0,1529) (0,0211) (0,008) (0,0062)

¹ Показатель общефакторной производительности рассчитан на основе оценки производственной функции, не ограниченной предпосылкой о постоянной отдаче от масштаба [4, с. 34].

² Дефлирование всех показателей производится по куммулятивному дефлятору ВВП, который в 2005 г. равен 1. То есть показатели рассматриваются в ценах 2005 года.

³ В скобках приведены стандартные ошибки коэффициентов.

Таблица 1 – Диагностика уравнения (1).

Коэффициент детерминации	R^2	0,9881
Статистика теста на нормальность остатков	χ^2	1,4758
Статистика F-теста на автокорреляцию	$F_{ar}(3,32)$	3,6527*
Статистика F-теста на наличие arch-эффекта	$F_{arch}(3,33)$	1,4229
Статистика F-теста на гетероскедастичность	$F_{hetero}(6,32)$	1,8324
ADF-статистика теста на наличие коинтеграции	t-ADF	-4.693*

Примечание – * значимость на 5%-уровне, **значимость на 1% - уровне.

С одной стороны, данные оценки свидетельствуют о наличии влияния масштаба кредитно-финансовой системы на общефакторную производительность в долгосрочном периоде. Однако в этом случае придется констатировать, что наибольшая доля вариации общефакторной производительности объясняется внешними факторами. Кроме того, налицо ряд статистических недостатков в рамках такой модели (например, наличие автокорреляции остатков).

Вместе с тем, такие оценки косвенно свидетельствуют о наличии сдерживающих факторов в благоприятном воздействии кредитно-финансовой системы на экономический рост. Такими сдерживающими факторами потенциально могут быть так называемые директивные кредиты (кредиты в рамках государственных программ), воздействие которых на экономический рост по указанным выше каналам даже интуитивно не столь однозначно. Для учета этого эффекта для последующих оценок мы используем дополнительные данные: разделяем общую задолженность по кредитам, выданным банками, на директивные ($lrdl$) и рыночные ($lrml$)¹, а также вводим показатель процентного спреда между ставками по директивным кредитам и рыночным кредитам ($lspread$)² как меру потерь в эффективности распределения ресурсов. Используя прежние методы оценки мы получаем следующие результаты (2):

$$tfp = -1,9161 + 0,1379 * lrx - 0,0332 * lgap_{gas} + 0,0710 * lrml + 0,0423 * lrdl - 0,044 * lspread^{(2)}$$

(0,3283)
(0,0349)
(0,00758)
(0,0232)
(0,0169)
(0,0108)

Таблица 2 – Диагностика уравнения (2).

Коэффициент детерминации	R^2	0,9924
Статистика теста на нормальность остатков	χ^2	0,71485
Статистика F-теста на автокорреляцию	$F_{ar}(3,34)$	3,4010*
Статистика F-теста на наличие arch-эффекта	$F_{arch}(3,37)$	2,6725
Статистика F-теста на гетероскедастичность	$F_{hetero}(10,32)$	0,7611
ADF-статистика теста на наличие коинтеграции	t-ADF	-3.722

Примечание – * значимость на 5%-уровне, ** значимость на 1% - уровне.

При данной спецификации существенно снижается доля вариации общефакторной производительности, объясняемой внешними факторами. Однако эти оценки непригодны для дальнейшей интерпретации, так как в данном случае мы не можем отвергнуть гипотезу об отсутствии коинтеграции.

На следующем шаге мы использовали более продвинутый метод для оценки долгосрочной взаимосвязи – на базе модели с распределенными лагами, позволяющей учесть динамический эф-

¹ К первым мы относим кредиты в белорусских рублях физическим лицам, а также кредиты в белорусских рублях сельскому хозяйству, так как эти показатели преимущественно включают директивные кредиты на жилищное строительство и развитие сельского хозяйства. К рыночным кредитам мы относим все прочие кредиты.

² В качестве меры процентной ставки по директивным кредитам мы используем ставку по кредитам сельскому хозяйству, а в качестве меры рыночной ставки – ставку по кредитам, предоставленным строительным организациям.

фект, а также с корректировкой на выбросы [5, с. 9]. Такой подход приводит к следующим результатам (3):

$$\begin{aligned}
 tfp = & -0,481 - 0,0277 * \lg ap_{gas} + 0,03590 * lopi + 0,0809 * lrm1 \\
 & (0,06788) \quad (0,0057) \quad (0,0103) \quad (0,0069) \\
 & - 0,0453 * lspread + 0,0346 * (t = 2006q4) + 0,0355 * (t = 2008q1) + 0,0453 * (t = 2010q2) \\
 & (0,0137) \quad (0,0111) \quad (0,0114) \quad 0,0137
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

Таблица 3 – Диагностика уравнения (3)

Коэффициент детерминации	R^2	0,9982
Статистика теста на нормальность остатков	χ^2	0,2361
Статистика F-теста на автокорреляцию	$F_{ar}(3,27)$	1,9516
Статистика F-теста на наличие arch-эффекта	$F_{arch}(3,33)$	0,0739
Статистика F-теста на гетероскедастичность	$F_{hetero}(10,25)$	0,5625
t-статистика теста на наличие коинтеграции	t-ur ¹	-8.1256**

Примечание – * значимость на 5%-уровне, **значимость на 1% - уровне.

Использование таких методов обеспечивает самые надежные результаты: гипотеза об отсутствии долгосрочной взаимосвязи отвергается на 1%-уровне. Кроме того, диагностика уравнения свидетельствует об отсутствии каких-либо аномалий остатков. Следовательно, наиболее достоверные выводы могут быть сделаны именно на базе такой спецификации. Интерпретация же полученных в данном уравнении результатов свидетельствует о том, что благоприятное влияние на общефакторную производительность оказывает лишь рыночное кредитование, тогда как прямое воздействие директивного кредитования является статистически незначимым. Вместе с тем, опосредованно – через увеличение процентного спреда между рыночными и директивными ставками – директивное кредитование может оказывать негативное влияние на эффективность распределения ресурсов в экономике. Таким образом, можно говорить о том, что помимо резервов, связанных с расширением масштабов финансового посредничества в белорусской экономике, сохраняется также и резерв воздействия банковской системы на долгосрочный экономический рост посредством сокращения механизмов директивного кредитования.

Литература:

1. King, G.R., Levine R. Finance, entrepreneurship and growth: Theory and evidence / R.G. King, R. Levine// J of Monetary Economics. – 1993. – Vol. 32, № 3. – P.513-542.
2. Крук, Д.Э. Влияние финансовой системы на экономический рост в переходных странах / Д.Э. Крук // ЭКОБЕСТ. – 2006 – Вып.5, №4. – С. 674-704.
3. Пелипась, И.В. Рыночные реформы и экономический рост в постсоциалистических странах: результаты экономического анализа [Электронный ресурс] / И.В. Пелипась, А.С. Чубрик//, Рабочий материал Исследовательского центра ИПМ. – 2007 – WP/07/01. – Режим доступа: <http://research.by/pdf/wp2007r01.pdf>.
4. Крук, Д.Э. Влияние глобального экономического кризиса на экономику Беларуси [Электронный ресурс] / Д.Э. Крук, Г.И. Шиманович, И.Э. Точицкая // Рабочий материал Исследовательского Центра ИПМ. – 2009 – WP/09/03. – Режим доступа: <http://www.research.by/pdf/wp2009r03.pdf>.
5. Hendry, D.F., Mizon E.G. Econometric modeling of time series with outlying observations/ D.F. Hendry, G.E. Mizon//J of Time Series Econometrics. – 2011. – Vol.3, №1.

¹На основе PcGive unit root test [5, с.10]